



F U N D A Ç Ã O
GETULIO VARGAS

EPGE

Escola de Pós-Graduação
em Economia

Ensaio Econômico

Escola de

Pós Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 506

ISSN 0104-8910

Capitais internacionais: Complementares ou substitutos?

*Carlos Hamilton V. Araújo
Renato G. Flôres Jr.*

Outubro de 2003

Capitais Internacionais: Complementares ou Substitutos?

Carlos Hamilton V. Araújo *

Renato G. Flôres Jr **

Abstract

This paper presents a theoretical and empirical analysis of the substitutability of international private capital flows. Both univariate and multivariate investigations of the capital movements related to the Brazilian economy during the period 1991-1998 are conducted. Contrary to other studies, we find an equilibrium relationship linking the flows. We also find support for the complementarity hypothesis in the long term and for the substitutability hypothesis in the short term.

Os autores agradecem a Armínio Fraga, Renato Fragelli, Ivan Gonçalves, Kensuke Matsumoto, Ângela Musiello, Eduardo Nakao, Cristina Terra e Alexandre Tombini, por comentários e sugestões; o parecer de um revisor anônimo contribuiu, substancialmente, para melhorar o texto original. Os erros remanescentes, entretanto, são de nossa inteira responsabilidade.

* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil; Rio de Janeiro.

** Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas; Rio de Janeiro.

1. Introdução

É praxe medir o fluxo de entrada líquida de capitais em uma economia pelo saldo do balanço de capitais autônomos. Em princípio, isso não constitui uma arbitrariedade; afinal, pode-se olhar esses fundos meramente como alternativas de financiamento a um déficit no balanço de pagamentos em conta corrente ou a um aumento do estoque de reservas internacionais. Neste contexto, a composição do fluxo agregado seria irrelevante e os itens do balanço de capitais seriam substitutos perfeitos. As eventuais discrepâncias de comportamento entre os componentes do balanço de capitais autônomos seriam desconsideradas, o que seria admissível sob a hipótese de mercados completos.

A segmentação dos fluxos de capitais internacionais, todavia, está bem registrada na literatura. Meade (1951) separa-os em “autônomos” e “de ajustamento”. Os últimos, dentre os quais se incluem variações nas reservas internacionais e capitais de curto prazo, verificar-se-iam quando houvesse a necessidade de compensar um desequilíbrio gerado por outros itens do balanço de pagamentos. Já os primeiros, dentre os quais estão investimentos diretos e capitais de portfólio, ocorreriam independentemente dos demais itens do balanço de pagamentos. Buckley (1990) defende uma distinção entre investimento direto e investimento de portfólio, consubstanciada no fato de que os primeiros contemplam a transferência do controle administrativo do negócio envolvido, o mesmo não acontecendo com os últimos. Mais recentemente, Razin *et alii* (1996) usam os custos de financiamento, enquanto Chen e Khan (1997) recorrem às ineficiências do mercado financeiro do país receptor, para argumentar em defesa da tese de não substitutibilidade.

O debate sobre complementaridade e substitutibilidade vem ganhando importância ultimamente, muito em função do aprofundamento global dos fluxos de capitais e, de modo restrito, entre países ricos e em desenvolvimento. Neste último caso, as investigações têm origem em preocupações quanto à sustentabilidade e à volatilidade dos fluxos. No campo empírico, a substitutibilidade é tratada sob o pressuposto de que o comportamento de um fluxo reflete a evolução dos choques econômicos que o originaram e, por conseguinte, dois fluxos não seriam substitutos caso fossem originados por choques diferentes. Assim, sempre que a individualização não tiver validade geral, há substitutibilidade entre componentes da conta de capitais autônomos. Com base em experimentos univariados, Claessens *et alii* (1995) dão suporte à hipótese de

substitutibilidade. Já em um contexto multivariado, as conclusões de Chuhan *et alii* (1995) apóiam a visão tradicional de não substitutibilidade entre os fluxos do balanço de capitais autônomos.

O objetivo deste artigo é aprofundar esse debate. Para tanto, são analisados os principais componentes da conta de capital da economia brasileira. O conjunto de observação se estende de julho de 1991 a junho de 1998¹. A opção por uma única economia traz perda de generalidade, mas, em contrapartida, impede que os resultados sejam contaminados pela diversidade de circunstâncias econômicas e institucionais que, inevitavelmente, prevalecem em países distintos. Além disso, justifica-se pela ausência de um princípio unificado organizando, em escala mundial, a estruturação da conta de capitais do balanço de pagamentos.

A adoção de atitude investigativa mais aberta, como defendida no âmbito da macroeconomia por Sims (1980), levou à realização de experimentos multivariados, com uso de técnicas que incorporam a evidência estatística de cointegração, bem como de outras onde esse fato e a não estacionariedade das séries envolvidas não desempenham papel explícito. Dentre as contribuições do artigo, cabe destacar, em especial, que a hipótese de substitutibilidade é avaliada tanto no horizonte de curto quanto no de longo prazo; definindo-se, inclusive, a relação que caracterizaria o equilíbrio de longo prazo dos fluxos brasileiros.

Os resultados conduzem ao entendimento de que o vínculo entre substitutibilidade e semelhança de comportamento não se sustenta no longo prazo. Neste horizonte, os investimentos diretos, os capitais de portfólio e os capitais de médio prazo seriam fluxos complementares. Por outro lado, no curto prazo, os capitais de médio prazo e os de portfólio seriam substitutos (fungíveis). A análise da substitutibilidade e complementaridade, levando em conta a distinção entre curto e longo prazo, aparentemente ainda não foi explorada pela literatura.

Além desta introdução, o texto obedece à seguinte ordem: especificação da metodologia empregada e das séries investigadas na seção 2; análises univariada e multivariada dos diversos

¹ O início do período se justifica pela edição pelo Conselho Monetário Nacional, em 31 de maio de 1991, da Resolução n.º 1.832, que instituiu a Carteira de Valores Mobiliários Mantida no País por Investidor Institucional (Anexo IV). O ponto final da amostra coincide com o final das séries publicadas pelo Banco Central do Brasil à época da realização dos experimentos.

fluxos de capitais nas seções 3 e 4, respectivamente; discussão de um modelo de correção de erro na seção 5 e considerações finais na 6.

2. A Metodologia

A estratégia de trabalho, em princípio, segue a literatura que trata da fungibilidade dos fluxos de capitais. Realizam-se, primeiro, análises econométricas individualizadas das séries, buscando-se semelhanças que indicariam substitutibilidade. Posto que a análise univariada desconsidera a eventual existência de inter-relações entre os fluxos, procede-se, em uma segunda etapa, a análises multivariadas, adotando-se atitude investigativa nos termos propostos por Sims (1980). Dessa forma, são utilizadas tanto técnicas que levam em conta a evidência estatística de cointegração entre os fluxos, como outras em que esse fato e a subjacente não estacionariedade das séries não desempenham papel explícito.

O conjunto de informação abrange os fluxos líquidos de capitais privados para a economia brasileira ao longo dos vinte e oito trimestres de julho de 1991 a junho de 1998². O fluxo total é decomposto em quatro séries, segundo a nomenclatura usada pelo Banco Central do Brasil (1999). São elas:

- 1) **Investimentos Diretos (ID)** – conta de investimentos diretos, mais os empréstimos intracompanhias não contratados por instituições financeiras;
- 2) **Capitais de Portfólio (PTF)** – Compõem-se majoritariamente de: (1) recursos destinados à composição de carteiras diversificadas de títulos e valores mobiliários - propriedade de investidores institucionais; (2) recursos destinados à aplicação em ações de empresas brasileiras pelo mecanismo de *Depositary Receipts*; e (3) recursos pertencentes a pessoas jurídicas domiciliadas ou com sede no exterior destinados à aquisição de cotas de Fundos de Renda Fixa – Capital Estrangeiro;
- 3) **Capitais de Médio Prazo (MP)** – conta de financiamentos de fornecedores/compradores, mais empréstimos em moeda, menos empréstimos intracompanhias não contratados por instituições financeiras (ou seja, inclusos nos Investimentos Diretos);
- 4) **Capitais de Curto Prazo (CP)** - conta de financiamentos de fornecedores/compradores, mais empréstimos em moeda, menos empréstimos intracompanhias não contratados por

² Para investigação análoga sobre os fluxos de capitais direcionados para a economia brasileira a partir de 1969, ver Araújo (2000, Capítulo III).

instituições financeiras (ou seja, inclusos nos Investimentos Diretos), desde que o prazo previsto para permanência no Brasil seja inferior a 365 dias.

3. Análise Univariada

A validade da hipótese de substitutibilidade dos fluxos de capitais direcionados para a economia brasileira é aqui explorada por técnicas econométricas univariadas. A análise parte do pressuposto de que, ao longo do tempo, o comportamento de cada fluxo reflete a evolução dos choques que lhe deram origem. Dois fluxos são vistos como substitutos se apresentam respostas idênticas aos mesmos choques, e quando um fluxo apresenta propriedades distintas é porque tem origem em choques distintos dos que determinaram os demais.

A Tabela 1 mostra as médias aritméticas dos fluxos trimestrais, cujos gráficos encontram-se na Figura 1. Nota-se o predomínio dos capitais de médio prazo, seguidos por investimentos diretos, capitais de portfólio e capitais de curto prazo. Embora no período em análise a participação média dos capitais de curto prazo tenha sido irrisória, em alguns intervalos foi expressiva, como pode ser inferido do próprio coeficiente de variação. Em 1995, por exemplo, os US\$ 18,83 bilhões em capitais de curto prazo representaram 55,8% do fluxo total.

Razin *et alii* (1996, pp. 2) estimam que, no período 1990/1995, os investimentos diretos, seguidos por emissão de dívidas e por uma fração irrelevante de capitais de portfólio, compuseram metade dos movimentos de capitais de longo prazo para os países em desenvolvimento (na nomenclatura da Tabela 1, a soma de investimentos diretos, capitais de portfólio e capitais de médio prazo). Interpretam então esse escalonamento como evidência em favor da *pecking order hypothesis* (POH), da Teoria das Finanças Corporativas. Note-se, porém, que o financiamento à economia brasileira não obedeceu à POH, pois os investimentos diretos representaram pouco menos de um terço dos capitais de “longo prazo”, os capitais de médio prazo quase a metade, e os capitais de portfólio foram representativos (mais de um quinto). Seguindo Chen e Khan (1997), um tal comportamento atípico poderia ser atribuído a um baixo potencial de crescimento econômico e a um relativamente alto desenvolvimento do mercado financeiro doméstico, o que permitiria a substituição de investimentos diretos por empréstimos bancários e/ou capitais de portfólio.

Tabela 1
Movimentos Líquidos de Capitais (em US\$ Bilhão)
Estatísticas Descritivas

Nível de Agregação	Média	Desvio Padrão	Coef. Variação	Assimetria	Fração do FT*
Fluxo Total (FT)	5.84	5.66	97%	1.09	100%
Investimentos Diretos	1.83	2.04	112%	1.17	31%
Capitais de Portfólio	1.35	1.83	135%	-0.64	23%
Capitais de Médio Prazo	2.62	3.53	135%	2.05	45%
Capitais de Curto Prazo	0.04	3.63	8761%	-0.18	1%

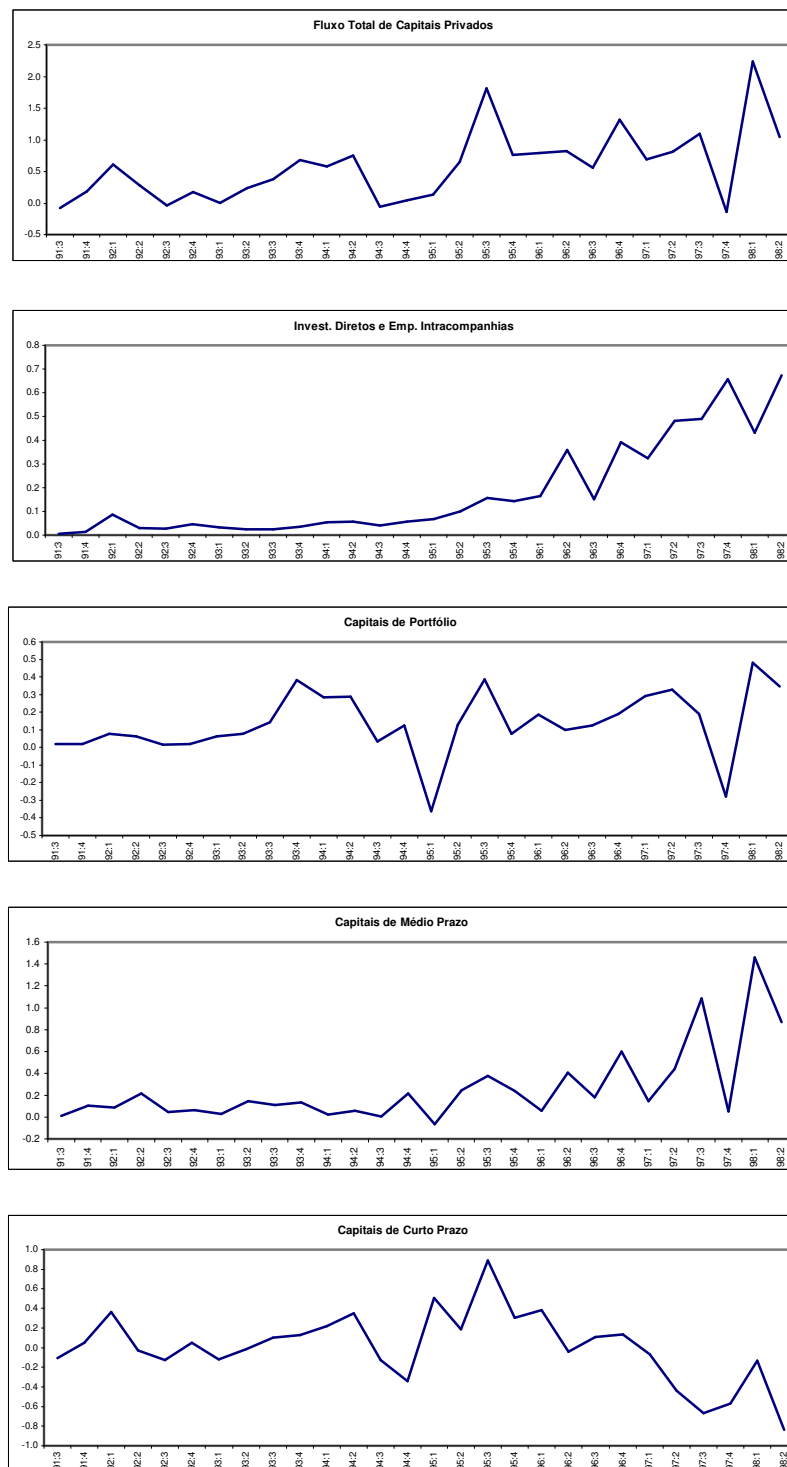
* média ao longo do período.

O Fluxo Total (FT) de Capitais Privados é igual ao Balanço de Capitais Autônomos, menos itens relativos a operações junto a organismos internacionais e/ou agências governamentais, podendo ser decomposto nas quatro rubricas constantes na Tabela.

A volatilidade dos capitais de médio prazo, medida pelo coeficiente de variação, é idêntica à dos capitais de portfólio, ligeiramente superior à dos investimentos diretos, e marcadamente inferior à dos capitais de curto prazo. Para os últimos, a visão tradicional aceita um indicador de volatilidade superior àqueles associados aos demais itens do balanço de capitais, todavia, surpreende a diferença mostrada na Tabela 1. Além disso, com base na semelhança de volatilidade, haveria substitutibilidade entre capitais de portfólio e capitais de médio prazo e, em menor grau, entre os últimos e os investimentos diretos. Os capitais de curto prazo ficariam à parte, sem indícios de substitutibilidade com qualquer dos congêneres.

Turner (1991, pp. 87) estuda os fluxos de capitais privados para países industrializados, considerando observações anuais de 1975 a 1989 e, em termos da volatilidade medida pelo coeficiente de variação, hierarquiza os fluxos em ordem similar à derivada da Tabela 1. Os números dessa, contudo, divergem dos obtidos por Claessens *et alii* (1995, pp. 160). Ao analisarem os fluxos trimestrais para um conjunto de dez países, incluindo ricos e em desenvolvimento, no período que vai de 1976 a 1992, em várias oportunidades eles apontam os investimentos diretos como o fluxo menos estável e, na maioria das vezes, com volatilidade superior à dos capitais de curto prazo.

Figura 1
Evolução Trimestral dos Fluxos Privados (US\$ 10 Bilhões) – 1991:3 a 1998:2



A persistência é outra propriedade importante para a investigação da substitutibilidade. Claessens *et alii* (1995, pp. 159) sugerem que o caso clássico de dinheiro frio (*cold money*) consubstanciar-se-ia em um fluxo alta e positivamente autocorrelacionado, ao passo que uma autocorrelação serial nula ou até mesmo negativa caracterizaria o dinheiro quente (*hot money*). Consoante a Figura 2 – que mostra as auto-correlações estimadas para cada série, os capitais de portfólio revelam caráter de transitoriedade e, os investimentos diretos, de permanência. Os de médio e de curto prazo não sinalizam permanência nem transitoriedade. Ao se avaliar a persistência pela autocorrelação, portanto, não haveria elementos suficientes para caracterizar a substitutibilidade entre dois fluxos quaisquer.

Ademais, a identificação via gráficos de autocorrelação deve ser explorada com cuidado. Com base apenas nessas figuras, nem sempre é possível diferenciar com segurança um processo auto-regressivo estacionário de primeira ordem [AR(1)] de um passeio aleatório. No AR(1), a função de autocorrelação decai exponencialmente e, embora, em princípio, o mesmo não valha para o passeio aleatório, algo visto como forte autocorrelação - choque duradouro finito - pode ser de fato um indicativo da presença de raiz unitária - choque permanente.

À vista do exposto e seguindo o princípio do conservadorismo, inferências sobre o grau de persistência das séries dos fluxos de capitais devem ser precedidas por testes de estacionariedade. Os resultados do teste usado (de Dickey-Fuller aumentado – ADF, ver Hamilton (1994, Capítulo 17)), mostrados na Tabela 2, indicam que a hipótese de raiz unitária é a que melhor caracteriza os quatro fluxos. Para três deles, a nula de raiz unitária já não é rejeitada a 5% e, para os capitais de curto prazo, a rejeição não ocorre a 1%. Usando os mesmos fluxos, Chuhan *et alii* (1996) chegam à avaliação oposta, quando avaliam o comportamento de fluxos líquidos trimestrais, registrados de 1985 a 1994, para os países do G-7³. A divergência, todavia, não impede que os resultados da Tabela 2 e os de Chuhan *et alii* (1996) convirjam em termos de sinalizar a substitutibilidade – nos dois casos os fluxos assemelham-se no quesito persistência.

³ Estados Unidos, Inglaterra, Alemanha, Japão, França, Itália e Canadá. O trabalho é estendido para outro grupo de países (Grécia, Portugal, Indonésia, Coreia, Paquistão, Argentina, México e Brasil). Embora neste caso a análise restrinja-se a investimentos diretos e capitais de curto prazo, as conclusões são pela não estacionariedade dos fluxos.

Figura 2

Persistência dos Fluxos Trimestrais – 1991:3 a 1998:2

(o eixo das ordenadas mede a autocorrelação; os valores acima de cada torre indicam a significância da estatística de Ljung e Box)

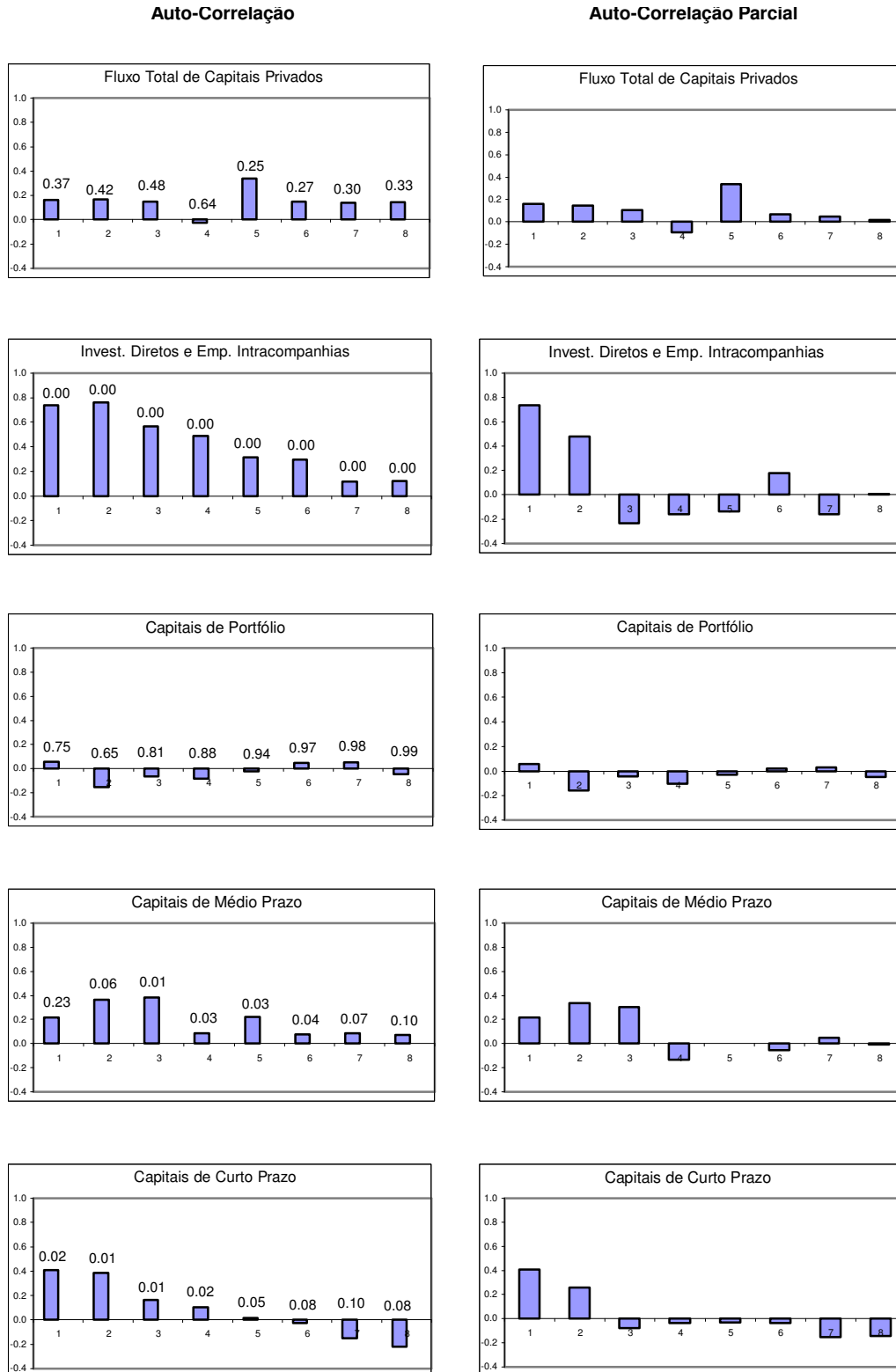


Tabela 2
Movimento Líquido de Capitais
Teste de Raiz Unitária (ADF)

	Especificação da Regressão	Número de Defasagens*	Estatística ADF	Valor Crítico
Fluxos Privados Totais	Sem Intercepto e Tendência	4	1,02	-1,95 (5%)
Investimentos Diretos	Sem Intercepto e Tendência	1	2,89	-1,95 (5%)
Capitais de Portfólio		1	-1,90	-1,95(5%)
Capitais de Médio Prazo		2	3,42	-1,95 (5%)
Capitais de Curto Prazo		0	-2,51	-2,65(1%)

* de modo a obter resíduos tipo ruído branco nas regressões

A análise univariada deixa a impressão de que o estudo isolado do comportamento de cada fluxo não permite o acolhimento definitivo, tampouco a rejeição, da idéia de substitutibilidade. Prendendo-se aos extremos - investimentos diretos e capitais de curto prazo - a volatilidade e a autocorrelação favorecem a visão tradicional de que fluxos com rótulos distintos comportar-se-iam diferentemente - os instrumentos financeiros subjacentes não seriam bons substitutos. Essa assertiva é, de certa forma, contraditada pela semelhança no quesito estacionariedade. Quanto aos capitais de portfólio e de médio prazo, a volatilidade e a estacionariedade indicam substitutibilidade, o que, todavia, não é ratificado pelo comportamento da autocorrelação.

4. Análise Multivariada

Seria paradoxal desmerecer a análise univariada, de onde, como visto, pôde-se extrair interessante caracterização dos fluxos. Não há como desconhecer, porém, que duas séries de tempo podem deixar transparecer padrões similares de comportamento quando, na realidade, apresentam diferenças substantivas. O seguinte exemplo, extraído de Chuhan *et alii* (1996, pp. 13), ilustra como isso poderia acontecer. Sejam

$$y_t = \beta_y y_{t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad \text{e} \quad x_t = \beta_x y_{t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad .$$

As variáveis “x” e “y” têm propriedades similares em termos de persistência, embora o impacto de “y” sobre o futuro seja marcadamente maior do que o de “x”, fato provavelmente não detectado em uma análise univariada.

Uma das fragilidades intrínsecas à análise univariada reside pois na exclusão da possibilidade de interferência recíproca entre os fluxos. Claessens *et alii* (1995, pp. 157) advertem que tal deficiência poderia levar a erros de interpretação. Argumentam que seria um equívoco rotular um fluxo como volátil ou estável com base em análises univariadas; se houver substitutibilidade ou complementaridade, outros fluxos poderiam potencializar ou compensar a volatilidade. A possibilidade de interações sistemáticas deveria então ser avaliada antes de se fazerem inferências sobre o todo com base no comportamento individual das partes.

A influência de um fluxo sobre a trajetória de outro pode ser avaliada pela especificação de uma função de transferência, que tem no teste de causalidade de Granger um caso particular. A Tabela 3 sintetiza os resultados desse teste, com a hipótese nula de não causalidade sendo rejeitada a níveis de significância iguais ou mais estritos do que 6%, nas seguintes situações: 1) investimentos diretos não causam (no sentido de Granger) os capitais de médio prazo; 2) capitais de médio prazo não causam os capitais de portfólio; 3) capitais de portfólio não causam os de curto prazo; e 4) investimentos diretos não causam os capitais de curto prazo.

Tabela 3
Movimentos Líquidos de Capitais
Testes de Causalidade*

Dupla de Variáveis	Causalidade de Granger (valor p)**		<i>Leading Indicator</i>	
	Ida	Volta	Ida	É ?
I. Diretos × C. de MP	0.00	0.46	0.52	Sim
I. Diretos × C. de Port.	0.44	0.27	-	-
I. Diretos × C. de C.P	0.05	0.72	0.68	Sim
C. de MP × C. de Port.	0.06	0.17	0.05	Não
C. de MP × C. de CP	0.12	0.46	-	-
C. de Port. × C. de CP	0.05	0.83	0.61	Sim

* Testes implementados com duas defasagens

** (A × B) – Nula da ida: Variável "A" não causa Variável "B"; Nula da volta: Variável "B" não causa variável "A".

I. Diretos \rightarrow C. de M. Prazo \rightarrow C. de Portfólio \rightarrow C. de C. Prazo

O caso geral da função de transferência considera a possibilidade de, contemporaneamente, uma variável influenciar a outra, ponto não coberto pelo teste de causalidade de Granger. Somente quando essa hipótese é rejeitada, as observações da variável “independente” podem ser usadas para prever os valores futuros da variável “dependente”, ou seja, a primeira é um *leading indicator* da segunda. Dentre os quatro casos de aceitação da hipótese de causalidade na Tabela 3, a causalidade dos capitais de médio prazo sobre os capitais de portfólio é a única a não ter a propriedade de *leading indicator*, sinalizando que os capitais de médio prazo não são exógenos aos de portfólio.

⁴ O nível de significância (12%) do teste de causalidade dos capitais de médio prazo sobre os capitais de curto seria o limite superior para rejeição da hipótese nula, por isso foi tratado como caso de aceitação da mesma. Ainda assim,

outra poderia ser avaliada por meio dos modelos convencionais de auto-regressões vetoriais (ou VAR irrestrito, na terminologia anglo-saxônica) e, para a interferência contemporânea, um recurso disponível seria os modelos estruturais de auto-regressões vetoriais (ou VAR estrutural). Nesses modelos, é sabido que a exigência de estacionariedade das variáveis é um ponto gerador de polêmicas. Alguns autores defendem não ser ela necessária, porque o objetivo da análise se prende à determinação das inter-relações entre as variáveis, e não à estimação de parâmetros. Por outro lado, esse posicionamento está em desvantagem na literatura, onde a maioria defende que o VAR, principalmente se o objetivo for estimar um modelo estrutural, deve retratar o “processo gerador dos dados”.

O procedimento padrão na análise de modelos univariados com variável integrada consiste em retirar a tendência estocástica, para então usar a técnica de Box e Jenkins (1976). A proposição não se aplica a um modelo multivariado, onde é possível a existência de cointegração. No contexto do movimento de capitais autônomos, esse fenômeno ocorreria quando uma combinação linear dos fluxos anulasse as não-estacionariedades individuais, de modo que os fluxos mover-se-iam juntos no sentido de um equilíbrio (estacionário) de longo prazo.

A investigação da cointegração, como de hábito, foi feita às avessas. Primeiro, a hipótese de não cointegração foi rejeitada ao nível de significância de 1%, e a hipótese de existência de um vetor de cointegração não o foi, ao nível de 5%, em qualquer das cinco variantes do teste de Johansen (1988) tentadas, sempre com a inclusão de duas diferenças defasadas⁵. Estabelecido o número de vetores de cointegração, identificou-se que variante do teste melhor descreveria os dados, já que a distribuição da estatística de teste depende da especificação ou não de tendência determinística para as séries, bem como de intercepto e de tendência para o vetor de cointegração. Uma investigação preliminar da Figura 1 não sugere a existência de tendência temporal, tampouco a inexistência de intercepto no vetor de cointegração. De fato, pelos critérios de informação de Akaike e de Schwarz, a melhor especificação contempla a existência de intercepto, mas não de tendência determinística no vetor de cointegração. Destarte, o único vetor de

pode-se antever uma influência indireta, via capitais de portfólio, dos capitais de médio prazo sobre os capitais de curto prazo.

⁵ A escolha de duas diferenças defasadas se deve ao fato de que testes para seleção de *lag* – segundo critérios de máxima verossimilhança, Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn e Erro de Predição – apontaram esse número como a especificação mais adequada.

cointegração seria (1 ; -0.59 ; -0.23 ; 0.01) , ao qual estaria associada a seguinte relação de equilíbrio de longo prazo (desvio padrão entre parênteses):

$$(1) \quad E [\underset{(0.10)}{0.039} + ID - \underset{(0.04)}{0.59} MP - \underset{(0.06)}{0.23} PTF + \underset{(0.02)}{0.01} CP] = 0$$

ID = Investimentos Diretos; MP = Capitais de Médio Prazo;
PTF = Capitais de Portfólio; CP = Capitais de Curto Prazo

Por outro lado, o critério de máxima verossimilhança aponta a especificação sem tendência e sem intercepto como a mais apropriada, sendo (1 ; -0.51 ; -0.09 ; 0.07) o vetor de cointegração, que conduziria ao formato abaixo para a relação de equilíbrio de longo prazo:

$$(2) \quad E [ID - \underset{(0.05)}{0.51} MP - \underset{(0.07)}{0.09} PTF + \underset{(0.03)}{0.07} CP] = 0$$

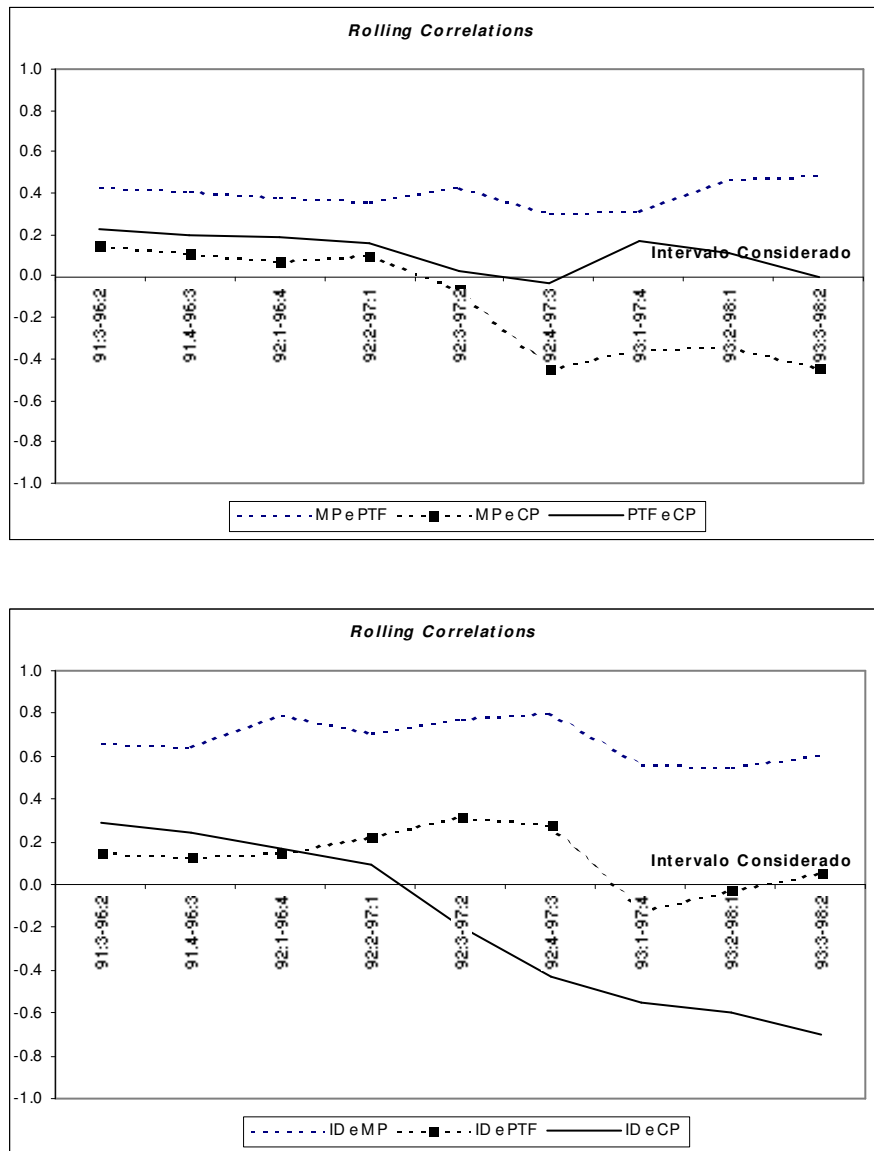
Entretanto, a equação (2) será desconsiderada, pois, em dois dos três critérios de informação analisados, é superada pela (1). Esta última, aparentemente, constitui um resultado novo, fornecido pelo caso brasileiro, na literatura sobre movimentos de capitais. Mesmo porque, a hipótese de existência de raiz unitária nas séries dos diversos fluxos, ponto de partida para a investigação de cointegração, tem sido rejeitada para muitos outros países [Chuhan *et alii* (1996)]. A ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear anulando as tendências estocásticas dos quatro fluxos, ou seja, eles se movem (estocasticamente) juntos na direção do equilíbrio de longo prazo. Intuitivamente, o “comportamento de manada” poderia ser entendido como a versão econômica desse movimento concertado.

Reconhecendo de antemão que, no contexto presente, não teria sentido avaliar a correlação entre duas variáveis, a Figura 3 serve apenas como instrumento auxiliar na avaliação acima⁶. Nota-se a ausência de maiores vínculos entre os capitais de curto prazo e os demais fluxos. Na outra direção, é notório o vínculo entre investimentos diretos e capitais de médio prazo; e entre estes últimos e os capitais de portfólio. A correlação entre capitais de portfólio e investimentos diretos não se mostra muito forte. Ainda assim, a evolução das correlações favorece a hipótese de que,

⁶ Para construir os gráficos da Figura 3 considerou-se uma janela de vinte observações. Partindo-se das vinte primeiras, na segunda mensuração inclui-se a vigésima primeira observação e se elimina a primeira; e assim

em horizontes de prazo mais elásticos, haveria uma movimentação conjunta dos fluxos de investimentos diretos, capitais de médio prazo e capitais de portfólio.

Figura 3
Evolução da Correlação entre os Fluxos



sucessivamente. A título de informação adicional, na amostra integral [1991:3 a 1998:2] os valores dos coeficientes de correlação, para os três fluxos de interesse, são: $\rho_{ID, MP} = +0.66$; $\rho_{ID, PTF} = +0.20$; $\rho_{MP, PTF} = +0.54$.

A fim de que a equação (1) seja observada, em média o país importador (ou seus financiadores internacionais) deve distribuir os fluxos segundo as implicações dela decorrentes, inclusive e principalmente no quesito proporcionalidade entre os fluxos. Se há cointegração, no longo prazo, as respostas dos fluxos a quaisquer choques são complementares. Para preservar o equilíbrio, um aumento (ou redução) em qualquer dos três fluxos provocaria movimentos idênticos ou opostos nos outros dois. Intuitivamente, o país importador (ou o investidor internacional) não extrairia benefícios adicionais ao se distanciar do equilíbrio e optar por um dos três aludidos fluxos (ou de ativos subjacentes), em detrimento dos outros. Diante dessa nova realidade, entende-se que a noção de substitutibilidade adotada na introdução não se aplicaria ao horizonte de longo prazo. Por conseguinte, (1) implicaria complementaridade, no longo prazo, entre investimentos diretos e os capitais de portfólio e de médio prazo.

Por definição, o movimento conjunto dos fluxos de capitais é de natureza estocástica. Embora um não possa se afastar dos outros no longo prazo, desvios temporários são admissíveis. Com o intuito de extrair do próprio vetor de cointegração alguma informação sobre tais comportamentos desviantes, aplicou-se o Teorema da Função Implícita à equação (1). Desconsiderando o coeficiente do valor esperado dos capitais de curto prazo, por ser relativamente pequeno e estatisticamente nulo, e supondo que o terceiro fluxo – o que não aparece em cada derivada – é mantido constante, chega-se às relações abaixo⁷:

$$(3) \quad \partial ID / \partial MP > 0 \quad ; \quad \partial ID / \partial PTF > 0 \quad ; \quad \partial MP / \partial PTF < 0 .$$

As derivadas acima permitem avaliar como varia “tendencialmente” a média de um fluxo, quando a média de um outro varia marginalmente, o terceiro mantendo-se constante. Em termos infinitesimais, sinalizam como se dão os eventuais pequenos desvios relativos para preservar a relação de longo prazo. É devido a isso que lhes damos uma interpretação de “curto prazo”, que não deve ser confundida com a de curto prazo nos modelos a correção de erro, que serão objeto da próxima seção. Embora, como se verá, as conclusões respectivas devam guardar uma certa compatibilidade.

Com a ressalva anterior, pode-se concluir que, em termos desses ajustes marginais:

- 1) os investimentos diretos e os capitais de médio prazo seriam complementares;
- 2) os investimentos diretos e os capitais de portfólio seriam complementares; e
- 3) os capitais de portfólio e os capitais de médio prazo seriam substitutos⁸.

Dessa forma, os capitais de portfólio e os capitais de médio prazo seriam substitutos no “curto prazo” e complementares no longo prazo. Capitais de portfólio e capitais de médio prazo seriam complementares aos investimentos diretos, no “curto” e no longo prazo. Além disso, segundo a equação (1), a complementaridade seria mais acentuada entre os investimentos diretos e os capitais de médio prazo, do que entre investimentos diretos e capitais de portfólio.

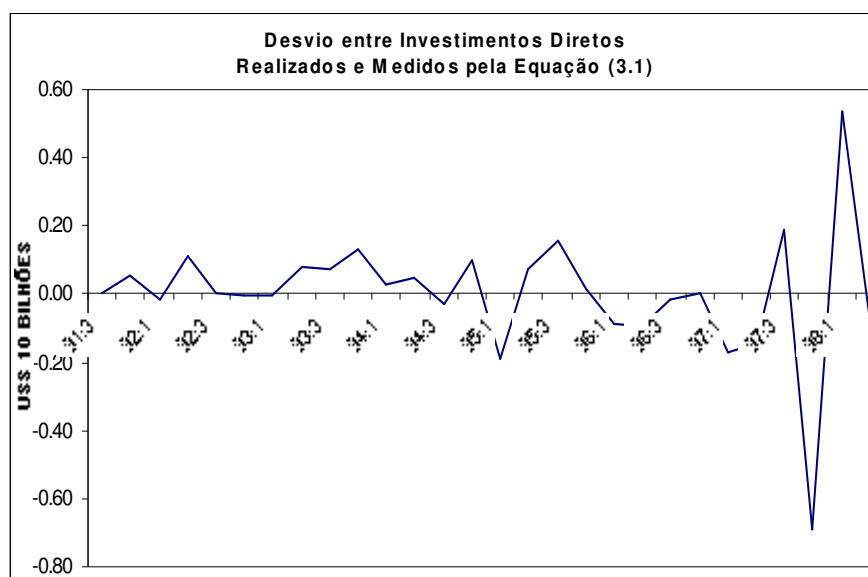
Aceitando que, no período em análise, o estoque de investimentos estrangeiros na economia brasileira obedecesse à distribuição descrita na quinta coluna da Tabela 1, para que o ajuste de uma unidade [$1/31 = 3,23\%$] no estoque de investimentos diretos fosse compensado exclusivamente: *via capitais de portfólio*, o estoque destes deveria variar em 4,34 unidades [$4,34/23 = 18,90\%$]; e *via capitais de médio prazo*, o estoque destes deveria variar apenas 1,69 unidades [$1,69/45 = 3,76\%$]. Infere-se então que, na eventualidade de um choque favorável à entrada (saída) de investimentos diretos, os preços dos ativos adquiridos em função do ingresso de capitais de portfólio subiriam (cairiam) mais do que os dos ativos adquiridos em virtude do ingresso de capitais de médio prazo.

Substituindo-se em (1) $E[MP]$ e $E[PTF]$ pelas médias constantes da Tabela 1, chega-se ao valor de 0,32 para os investimentos diretos, bem próximo da média trimestral efetiva (0,31). Isso pode ser indicativo de que a composição do financiamento recebido pela economia brasileira entre julho de 1991 e junho de 1998 não estava muito distante do equilíbrio de longo prazo e, adicionalmente, reforça a existência de cointegração. A propósito, a Figura 4 sugere que o desvio entre os valores efetivos dos investimentos diretos e os calculados com base na equação (1) não se distanciam muito, exceto nos períodos próximos à crise asiática: para o conjunto de 28 observações, o desvio médio foi de 0,0028 (US\$ 0,028 bilhão por trimestre, aproximadamente, US\$ 9,0 milhões por mês).

⁷ Não há nenhuma transgressão à boa técnica em desconsiderar os capitais de curto prazo. Como bem chama atenção Murray (1994, pp. 37), um conjunto de séries, todas integradas de ordem “n”, é dito cointegrado se, e somente se, alguma combinação linear das séries - com coeficientes não nulos - é integrada de ordem inferior a “n”.

Seria imprudência, então, atribuir ao perfil do financiamento externo a responsabilidade pela crise que se abateu sobre a economia brasileira recentemente, cuja face mais traumática foi a mudança de regime cambial em janeiro de 1999⁹. Abstraindo os efeitos do estoque de capitais de curto prazo, ainda que a composição do financiamento se encontrasse fora do equilíbrio de longo prazo, por algum tempo esse perfil seria, além de admissível, sustentável. Admissível porque a própria definição de equilíbrio de longo prazo contempla a possibilidade de desvios. Sustentável porque, seguindo Chen e Khan (1997), para a substituição parcial dos investimentos diretos por empréstimos bancários ou capitais de portfólio, basta a coexistência de um baixo potencial de crescimento econômico e de um alto grau de desenvolvimento do mercado financeiro doméstico, condições de certa forma atendidas pela economia brasileira no período em análise.

Figura 4



Para concluir esta seção, note-se que a análise univariada não permitiu detectar com segurança sinais de substitutibilidade ou de complementaridade entre investimentos diretos e capitais de médio prazo ou capitais de portfólio. Aliando os resultados então apresentados com os obtidos com a análise multivariada, entretanto, infere-se que:

⁸ As três assertivas permaneceriam verdadeiras se a análise fosse conduzida com base na equação (2).

⁹ Cabe destacar que essa avaliação desconsidera o nível em que se encontrava o endividamento, o qual, se levado em conta, fortalece (quando baixo) ou compromete (quando alto) a validade do raciocínio.

- i) no longo prazo, há complementaridade simultânea entre esses três fluxos,
- ii) no “curto prazo”, os capitais de médio prazo e os de portfólio são, isoladamente, complementares aos investimentos diretos.
- iii) no “curto prazo”, os capitais de médio prazo e os de portfólio são substitutos entre si.

5. O Modelo de Correção de Erro

Nas análises univariadas com presença de tendência estocástica (raiz unitária), o tratamento econométrico padrão consiste em trabalhar com a primeira diferença da variável integrada. A extensão do procedimento aos modelos multivariados é válida, desde que não exista relação de cointegração. Em tal caso, o Teorema da Representação de Granger estabelece a equivalência entre cointegração e o Modelo de Correção de Erro (MCE) correspondente. Assim, o recurso ao modelo VAR em primeiras diferenças, para o estudo conjunto dos quatro fluxos de capitais, constituir-se-ia em erro de especificação, sendo o MCE a metodologia adequada.

A Tabela 4 contém a súmula da estimação do MCE, com o vetor de cointegração sendo dado por (1). Para alcançar o resultado, partiu-se do sistema de equações completo e excluíram-se as variáveis cujos coeficientes mostravam-se estatisticamente nulos. Cabe destacar a exogeneidade dos investimentos diretos, que, inclusive, não dependem do mecanismo de correção de erro. A especificação AR(2) para essa variável em nível mostra que, em princípio, decisões de investimento atuais dependem somente de decisões do mesmo gênero ocorridas no passado recente, sendo ignorado o comportamento dos demais fluxos. Em contrapartida, tendo em vista o poder explicativo não muito alto da equação AR(2) – valor R^2 ajustado de 0,58 – infere-se que outras variáveis não contempladas no MCE, talvez pertencentes ao setor real da economia, sejam relevantes para decisões quanto a investimentos diretos.

A exogeneidade dos investimentos diretos reforça a conjectura de que os fluxos atuais desta categoria desempenhariam papel preponderante na determinação de fluxos contemporâneos¹⁰ e subsequentes de todas as categorias. Essa importância dos investimentos diretos foi antecipada pelos testes de causalidade de Granger. A exogeneidade desse fluxo permite a inferência sobre

¹⁰ Esses, para os capitais de médio e curto prazo, conforme os resultados da Tabela 3.

mudanças futuras nos demais e, a depender dos objetivos da política macroeconômica, o seu formulador poderia antecipar as medidas julgadas necessárias. Medidas que, a propósito, têm sido motivo de debate (vide, entre outros, Fernandez-Arias e Montiel (1995) e Schadler *et alii* (1993)). Para o resultado líquido da conta de capitais autônomos, argumenta-se, em linhas gerais, que as respostas adequadas dependem do tipo de choque. Se o choque for externo à economia importadora, devem ser adotadas políticas compensatórias (impostos, controles regulatórios, liberalização comercial, flexibilização cambial, etc.); se interno - plano de estabilização ou abertura econômica - a política deve buscar o fortalecimento da credibilidade do choque e, portanto, corrigir eventuais desajustes nos fundamentos. Se isso for feito e permanecer a falta de credibilidade, a intervenção - controles regulatórios – é o caminho a seguir.

De todas as maneiras, a prevalência dos investimentos diretos poderia ser explicada por uma distorção comum nos sistemas econômicos: a assimetria de informação. Admitindo que os capitalistas que fazem investimento direto são percebidos como bem informados, os demais investidores passariam a olhar os fluxos de investimentos diretos como um sinal, por exemplo, da credibilidade ou da capacidade de pagamento do país receptor.

Uma segunda imperfeição de mercado, não menos importante que a assimetria de informação, poderia estar na reduzida credibilidade dos agentes domésticos (devedores), quanto ao compromisso de honrar as obrigações assumidas junto a credores externos. Pelo seu caráter de permanência, os fluxos de investimentos diretos estão relativamente mais expostos ao risco de expropriação (risco soberano). Dessa forma, quaisquer outros investidores internacionais poderiam se basear no comportamento dos investidores de capital de risco para avaliar o risco soberano a que eventualmente estariam se expondo.

As dinâmicas de curto prazo dos capitais de portfólio e dos capitais de médio prazo, por sua vez, são significativamente explicadas pelo vetor de cointegração. Em ambos os casos, o sinal positivo da velocidade de ajustamento implica que, caso o desequilíbrio tenha origem em um excesso (escassez) de investimentos diretos, o ajuste se dá via crescimento (diminuição) daqueles dois fluxos. Por outro lado, caso o desequilíbrio decorra de um excesso (escassez) de capitais de médio prazo ou de capitais de portfólio, estes próprios diminuem (aumentam).

A velocidade de ajustamento dos capitais de médio prazo é 70% maior do que a velocidade de ajustamento dos capitais de portfólio (3,28/1,90). A diferença encontra sustentação em Williamson (1993), para quem as participações minoritárias (um componente dos capitais de portfólio) apresentariam baixa probabilidade de fuga em massa e uma acomodação eficiente aos ciclos econômicos. Na direção contrária, segundo ele, alguns capitais de médio prazo – empréstimos bancários, emissões de bônus, de certificados de depósitos ou de *commercial papers* - seriam insensíveis à capacidade de pagamento da economia importadora e apresentariam alta probabilidade de fuga em bloco.

Com base nas desigualdades em (3), sugeriu-se que, no “curto prazo” definido como ajustes marginais relativos para preservar a tendência de longo prazo, haveria complementaridade entre investimentos diretos e capitais de portfólio e entre investimentos diretos e capitais de médio prazo. Por sua vez, o MCE sugere significativa influência positiva da primeira e da segunda defasagem dos investimentos diretos sobre as primeiras diferenças dos capitais de médio prazo e de portfólio. Portanto, o MCE ratifica as proposições de complementaridade no “curto prazo”, feitas ao se diferenciar implicitamente o vetor de cointegração. Contudo, aumentos na taxa de crescimento dos investimentos diretos reduziriam a taxa de crescimento dos capitais de médio prazo e dos capitais de portfólio. Configura-se assim, no curto prazo do MCE, um caráter decrescente na complementaridade entre os investimentos diretos e os outros dois fluxos.

As relações decorrentes do MCE indicam que variações de curto prazo dos capitais de portfólio e de médio prazo influenciam-se mutuamente. Essa causalidade reversa havia preliminarmente sido notada na análise univariada e sinaliza que os investidores internacionais consideram, em suas decisões de curto prazo, tanto desequilíbrios nos fundamentos (refletidos na relação de longo prazo) quanto desajustes conjunturais (refletidos nas relações de curto prazo). Além disso, o coeficiente negativo para PTF(-2) e PTF(-3) na lei de movimento dos capitais de médio prazo, bem como o coeficiente negativo de MP(-1) e MP(-2) na dos capitais de portfólio, suportam a conjectura de substitutibilidade no “curto prazo” feita com base em (3).

Os capitais de curto prazo revelam insensibilidade aos desequilíbrios de longo prazo e, paralelamente, sensibilidade às segundas diferenças dos capitais de portfólio e dos capitais de médio prazo. Ao contrário destes, contudo, os capitais de curto prazo não são significativamente influenciados pelas diferenças dos investimentos diretos. De certa forma, esses resultados

ratificam a percepção convencional de que os capitais de curto prazo seriam altamente especulativos, vinculados exclusivamente a fatores conjunturais.

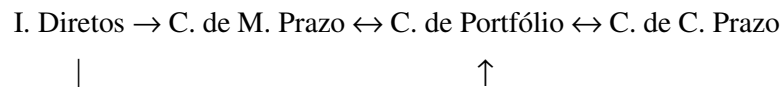
Tabela 4
Movimentos Líquidos de Capitais
Modelo de Correção de Erro

Depen- dentes*	Explicativas (desvios entre parêntesis)									
	Eq. (1)	Const.	D[ID(-1)]	D[ID(-2)]	D[MP(-1)]	D[MP(-2)]	D[PTF(-1)]	D[PTF(-2)]	D[CP(-1)]	D[CP(-2)]
D(ID)		0.39 (0.14)	-0.85 (0.14)							
D(MP)	3.28 (0.25)		-3.11 (0.49)	-1.95 (0.45)			0.95 (0.19)	0.34 (0.17)		
D(PTF)	1.90 (0.33)		-1.85 (0.51)	-1.16 (0.42)	0.28 (0.13)				0.27 (0.08)	0.44 (0.08)
D(CP)						0.47 (0.22)		-0.68 (0.34)	-0.49 (0.18)	
Relações entre ID, MP e PTF decorrentes do Modelo de Correção de Erro. ID = 0.15 ID(-1) + 0.85 ID(-2) MP = 0.17 ID(-1) + 1.16 ID(-2) + 1.95 ID(-3) - 0.94 MP(-1) + 0.20 PTF(-1) - 0.61 PTF(-2) - 0.34 PTF(-3) PTF = 0.05 ID(-1) + 0.69 ID(-2) + 1.16 ID(-3) - 0.84 MP(-1) - 0.28 MP(-2) + 0.46 PTF(-1)										

* D(X) – Defasagem da Variável “X”.

ID – Investimentos Diretos; PTF – Capitais de Portfólio; MP – Capitais de Médio Prazo;
CP – Capitais de Curto Prazo; Eq. (1) – Vetor de Cointegração.

Em um MCE, a rejeição à causalidade no sentido de Granger requer a nulidade da velocidade de ajustamento, além da condição original de que sejam nulos os coeficientes das defasagens de um fluxo incluídas na equação de outro. O diagrama abaixo ilustra a nova estrutura:



As inferências proporcionadas pelo MCE ratificam, em grande parte, as alcançadas anteriormente, a saber: 1) uma superioridade “informacional” dos investimentos diretos; 2) o distanciamento dos capitais de curto prazo das três outras categorias; 3) a proximidade entre as variáveis que formam as equações explicativas dos capitais de portfólio e dos capitais de médio prazo; e 4) a presença de determinantes comuns aos fluxos de investimentos diretos, capitais de portfólio e de médio prazo.

No âmbito da fungibilidade, as observações oriundas do MCE avalizam a percepção de complementaridade no longo prazo, já indicada pelo vetor de cointegração, entre os capitais de portfólio e os investimentos diretos, bem como entre estes últimos e os capitais de médio prazo. Identicamente, reforçam a idéia de que os capitais de portfólio e os capitais de médio prazo são substitutos no curto prazo. Por fim, fica uma vez mais evidenciado que os capitais de curto prazo não mantêm relações consistentes com os demais fluxos, seja de complementaridade ou de substitutibilidade, no longo ou no curto prazo.

6. Considerações Finais

Este artigo aprofundou o debate sobre a substitutibilidade entre os componentes da conta de capitais, isto é, sobre a independência da conta de capital em relação à respectiva composição. Para tanto, efetuou-se uma análise do comportamento dos quatro principais fluxos - investimentos diretos, capitais de portfólio, capitais de médio prazo e capitais de curto prazo - direcionados à economia brasileira no período de julho de 1991 a junho de 1998.

A análise univariada indicou acentuadas similaridades entre capitais de portfólio e capitais de médio prazo e, por conseguinte, que estes fluxos seriam bons substitutos. Apontou, porém, diferenças marcantes entre investimentos diretos e capitais de curto prazo e, portanto, que estes fluxos não seriam bons substitutos.

O aprofundamento da investigação mediante a análise multivariada mostrou que as relações entre os fluxos podem mudar, se consideradas no curto ou no longo prazo. Nesse contexto, foram obtidas as seguintes conclusões:

- i) complementaridade simultânea, no longo prazo, entre investimentos diretos, capitais de portfólio e capitais de médio prazo;
- ii) substitutibilidade, no curto prazo, entre capitais de portfólio e capitais de médio prazo; e
- iii) complementaridade, no curto prazo, entre capitais de portfólio e investimentos diretos, bem como entre estes últimos e capitais de médio prazo.

A atitude investigativa adotada conduziu ainda ao entendimento de que a associação entre substitutibilidade e semelhança de comportamento não se sustenta no contexto de equilíbrio de

longo prazo. Além disso, determinou-se uma estrutura para o equilíbrio de longo prazo, que envolveria um fluxo de investimentos diretos igual à soma de 0,59 vezes o fluxo de capitais de médio prazo e de 0,23 vezes o fluxo de capitais de portfólio. São frágeis os indícios de vínculos, no horizonte de longo ou curto prazo, entre os capitais de curto prazo e os demais fluxos, donde sai fortalecida a visão convencional, que os trata como recursos eminentemente especulativos.

Referências

Aliber, R. Z. (1973), “The Interest Parity Theorem: A Reinterpretation”, *Journal of Political Economy*, 81, 1451-9.

Araújo, C. H. V. (2000), “Movimentos de Capitais: O Financiamento Externo à Economia Brasileira 1991-1998”, Tese de Doutorado, Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.

Banco Central do Brasil (1999), “Boletim Estatístico”, diversos números, Brasília – DF.

Buckley, P. J. (1990), “International Investment”, Elgar Reference Collection, Edward Elgar Publishing Limited.

Chen, Z. e M. S. Khan (1997), “Patterns of Capital Flows to Emerging Markets: A Theoretical Perspective”, *International Monetary Fund Working Paper* n.º 13

Chuhan, P., G. Perez-Quiros e H. Popper (1996), “International Capital Flows, Do Short-Term Investment and Direct Investment Differ?”, *World Bank Policy Research Working Paper* n.º 1669

Claessens, S. e I. Diwan (1990), “Investment Incentives: New Money, Debt Relief, and a Critical Role of Conditionality on the Debt Crisis”, *World Bank Economic Review*, Vol. 4, n.º 1, 21-41

Claessens, S., M. P. Dooley e A. Warner (1995), “Portfolio Capital Flows: Hot or Cold?”, *The World Bank Economic Review*, Vol. 9, n.º 1, 153-174

Davidson, R. e J. G. MacKinnon (1993), “Estimation and Inference in Econometrics”, Oxford University Press

Enders, W. (1995), “Applied Econometric Time Series”, *Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics*, John Wiley & Sons, Inc.

Fernandez-Arias, E. e P. J. Montiel (1995), “The Surge in Capital Inflows to Developing Countries: Prospects and Policy Responses”, *World Bank Working Paper* n.º 1473.

Fundo Monetário Internacional - FMI (1993), “Balance of Payments Manual”

Hamilton, J. D. (1994), “Time Series Analysis”, Princeton University Press

Meade, J. E. (1951), “The theory of International Economic Policy, Vol. 1: The Balance of Payments”, Oxford University Press

Murray, M. P. (1994), “A Drunk and Her Dog: An Illustration of Cointegration and Error Correction”, *The American Statistician*, Vol. 48, n.^o 1, 37-39

Obstfeld, M. (1995), “International Capital Mobility in the 1990s”, em Peter Kenen (Ed.) *Understanding Interdependence*, Princeton University Press

Razin, A., E. Sadka e C. W. Yuen (1996), “A Pecking Order Theory of Capital Inflows and International Tax Principles”, *International Monetary Fund Working Paper* n.^o 26

Schadler, S., M. Carkovic, A. Bennett e R. Kahn (1993), “Recent Experiences with Surges in Capital Inflows”, *International Monetary Fund Occasional Paper* n.^o 108.

Sims, C. A. (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, Vol. 48, n.^o 1, 1-48

Turner, P. (1991), “Capital Flows in the 1980s: A Survey of Major Trends”, *Bank for International Settlements Economic Paper* n.^o 30

Williamson, J. (1993), “Issues Posed by Portfolio Investment in Developing Countries”, em S. Claessens S. Gooptu (Editores), *Portfolio Investment in Developing Countries*, World Bank Discussion Paper n.^o 228.

458. DESEMPENHO DE ESTIMADORES DE VOLATILIDADE NA BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO - Bernardo de Sá Mota; Marcelo Fernandes – Outubro de 2002 – 37 págs.
459. FOREIGN FUNDING TO AN EMERGING MARKET: THE MONETARY PREMIUM THEORY AND THE BRAZILIAN CASE, 1991-1998 - Carlos Hamilton V. Araújo; Renato G. Flores Jr. – Outubro de 2002 – 46 págs.
460. REFORMA PREVIDENCIÁRIA: EM BUSCA DE INCENTIVOS PARA ATRAIR O TRABALHADOR AUTÔNOMO - Samantha Taam Dart; Marcelo Côrtes Neri; Flavio Menezes – Novembro de 2002 – 28 págs.
461. DECENT WORK AND THE INFORMAL SECTOR IN BRAZIL – Marcelo Côrtes Neri – Novembro de 2002 – 115 págs.
462. POLÍTICA DE COTAS E INCLUSÃO TRABALHISTA DAS PESSOAS COM DEFICIÊNCIA - Marcelo Côrtes Neri; Alexandre Pinto de Carvalho; Hessia Guillermo Costilla – Novembro de 2002 – 67 págs.
463. SELETIVIDADE E MEDIDAS DE QUALIDADE DA EDUCAÇÃO BRASILEIRA 1995-2001 - Marcelo Côrtes Neri; Alexandre Pinto de Carvalho – Novembro de 2002 – 331 págs.
464. BRAZILIAN MACROECONOMICS WITH A HUMAN FACE: METROPOLITAN CRISIS, POVERTY AND SOCIAL TARGETS – Marcelo Côrtes Neri – Novembro de 2002 – 61 págs.
465. POBREZA, ATIVOS E SAÚDE NO BRASIL - Marcelo Côrtes Neri; Wagner L. Soares – Dezembro de 2002 – 29 págs.
466. INFLAÇÃO E FLEXIBILIDADE SALARIAL - Marcelo Côrtes Neri; Maurício Pinheiro – Dezembro de 2002 – 16 págs.
467. DISTRIBUTIVE EFFECTS OF BRAZILIAN STRUCTURAL REFORMS - Marcelo Côrtes Neri; José Márcio Camargo – Dezembro de 2002 – 38 págs.
468. O TEMPO DAS CRIANÇAS - Marcelo Côrtes Neri; Daniela Costa – Dezembro de 2002 – 14 págs.
469. EMPLOYMENT AND PRODUCTIVITY IN BRAZIL IN THE NINETIES - José Márcio Camargo; Marcelo Côrtes Neri; Maurício Cortez Reis – Dezembro de 2002 – 32 págs.
470. THE ALIASING EFFECT, THE FEJER KERNEL AND TEMPORALLY AGGREGATED LONG MEMORY PROCESSES - Leonardo R. Souza – Janeiro de 2003 – 32 págs.
471. CUSTO DE CICLO ECONÔMICO NO BRASIL EM UM MODELO COM RESTRIÇÃO A CRÉDITO - Bárbara Vasconcelos Boavista da Cunha; Pedro Cavalcanti Ferreira – Janeiro de 2003 – 21 págs.
472. THE COSTS OF EDUCATION, LONGEVITY AND THE POVERTY OF NATIONS - Pedro Cavalcanti Ferreira; Samuel de Abreu Pessoa – Janeiro de 2003 – 31 págs.
473. A GENERALIZATION OF JUDD'S METHOD OF OUT-STEADY-STATE COMPARISONS IN PERFECT FORESIGHT MODELS - Paulo Barelli; Samuel de Abreu Pessoa – Fevereiro de 2003 – 7 págs.

Fevereiro de 2003 – 25 págs.

475. THE LONG-RUN ECONOMIC IMPACT OF AIDS - Pedro Cavalcanti G. Ferreira; Samuel de Abreu Pessoa – Fevereiro de 2003 – 30 págs.
476. A MONETARY MECHANISM FOR SHARING CAPITAL: DIAMOND AND DYBVIK MEET KIYOTAKI AND WRIGHT – Ricardo de O. Cavalcanti – Fevereiro de 2003 – 16 págs.
477. INADA CONDITIONS IMPLY THAT PRODUCTION FUNCTION MUST BE ASYMPTOTICALLY COBB-DOUGLAS - Paulo Barelli; Samuel de Abreu Pessoa – Março de 2003 – 4 págs.
478. TEMPORAL AGGREGATION AND BANDWIDTH SELECTION IN ESTIMATING LONG MEMORY - Leonardo R. Souza - Março de 2003 – 19 págs.
479. A NOTE ON COLE AND STOCKMAN - Paulo Barelli; Samuel de Abreu Pessoa – Abril de 2003 – 8 págs.
480. A HIPÓTESE DAS EXPECTATIVAS NA ESTRUTURA A TERMO DE JUROS NO BRASIL: UMA APLICAÇÃO DE MODELOS DE VALOR PRESENTE - Alexandre Maia Correia Lima; João Victor Issler – Maio de 2003 – 30 págs.
481. ON THE WELFARE COSTS OF BUSINESS CYCLES IN THE 20TH CENTURY - João Victor Issler; Afonso Arinos de Mello Franco; Osmani Teixeira de Carvalho Guillén – Maio de 2003 – 29 págs.
482. RETORNOS ANORMAIS E ESTRATÉGIAS CONTRÁRIAS - Marco Antonio Bonomo; Ivana Dall'Agnol – Junho de 2003 – 27 págs.
483. EVOLUÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE COMPARATIVA - Victor Gomes; Samuel de Abreu Pessoa; Fernando A . Veloso – Junho de 2003 – 45 págs.
484. MIGRAÇÃO, SELEÇÃO E DIFERENÇAS REGIONAIS DE RENDA NO BRASIL - Enestor da Rosa dos Santos Junior; Naércio Menezes Filho; Pedro Cavalcanti Ferreira – Junho de 2003 – 23 págs.
485. THE RISK PREMIUM ON BRAZILIAN GOVERNMENT DEBT, 1996-2002 - André Soares Loureiro; Fernando de Holanda Barbosa - Junho de 2003 – 16 págs.
486. FORECASTING ELECTRICITY DEMAND USING GENERALIZED LONG MEMORY - Lacir Jorge Soares; Leonardo Rocha Souza – Junho de 2003 – 22 págs.
487. USING IRREGULARLY SPACED RETURNS TO ESTIMATE MULTI-FACTOR MODELS: APPLICATION TO BRAZILIAN EQUITY DATA - Álvaro Veiga; Leonardo Rocha Souza – Junho de 2003 – 26 págs.
488. BOUNDS FOR THE PROBABILITY DISTRIBUTION FUNCTION OF THE LINEAR ACD PROCESS – Marcelo Fernandes – Julho de 2003 – 10 págs.
489. CONVEX COMBINATIONS OF LONG MEMORY ESTIMATES FROM DIFFERENT SAMPLING RATES - Leonardo R. Souza; Jeremy Smith; Reinaldo C. Souza – Julho de 2003 – 20 págs.
490. IDADE, INCAPACIDADE E A INFLAÇÃO DO NÚMERO DE PESSOAS COM DEFICIÊNCIA - Marcelo Neri ; Wagner Soares – Julho de 2003 – 54 págs.

	PERIOD IN BRAZIL - Leonardo Rocha Souza; Lacir Jorge Soares – Julho de 2003 – 27 págs.
492.	THE MISSING LINK: USING THE NBER RECESSION INDICATOR TO CONSTRUCT COINCIDENT AND LEADING INDICES OF ECONOMIC ACTIVITY - JoãoVictor Issler; Farshid Vahid – Agosto de 2003 – 26 págs.
493.	REAL EXCHANGE RATE MISALIGNMENTS - Maria Cristina T. Terra; Frederico Estrella Carneiro Valladares – Agosto de 2003 – 26 págs.
494.	ELASTICITY OF SUBSTITUTION BETWEEN CAPITAL AND LABOR: A PANEL DATA APPROACH - Samuel de Abreu Pessoa ; Silvia Matos Pessoa; Rafael Rob – Agosto de 2003 – 30 págs.
495.	A EXPERIÊNCIA DE CRESCIMENTO DAS ECONOMIAS DE MERCADO NOS ÚLTIMOS 40 ANOS – Samuel de Abreu Pessoa – Agosto de 2003 – 22 págs.
496.	NORMALITY UNDER UNCERTAINTY – Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 08 págs.
497.	RISK SHARING AND THE HOUSEHOLD COLLECTIVE MODEL - Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 15 págs.
498.	REDISTRIBUTION WITH UNOBSERVED 'EX-ANTE' CHOICES - Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 30 págs.
499.	OPTIMAL TAXATION WITH GRADUAL LEARNING OF TYPES - Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 26 págs.
500.	AVALIANDO PESQUISADORES E DEPARTAMENTOS DE ECONOMIA NO BRASIL A PARTIR DE CITAÇÕES INTERNACIONAIS - João Victor Issler; Rachel Couto Ferreira – Setembro de 2003 – 29 págs.
501.	A FAMILY OF AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL DURATION MODELS - Marcelo Fernandes; Joachim Grammig – Setembro de 2003 – 37 págs.
502.	NONPARAMETRIC SPECIFICATION TESTS FOR CONDITIONAL DURATION MODELS - Marcelo Fernandes; Joachim Grammig – Setembro de 2003 – 42 págs.
503.	A NOTE ON CHAMBERS'S "LONG MEMORY AND AGGREGATION IN MACROECONOMIC TIME SERIES" – Leonardo Rocha Souza – Setembro de 2003 – 11págs.
504.	ON CHOICE OF TECHNIQUE IN THE ROBINSON-SOLOW-SRINIVASAN MODEL - M. Ali Khan – Setembro de 2003 – 34 págs.
505.	ENDOGENOUS TIME-DEPENDENT RULES AND THE COSTS OF DISINFLATION WITH IMPERFECT CREDIBILITY - Marco Bonomo; Carlos Viana de Carvalho – Outubro de 2003 – 27 págs.
506.	CAPITAIS INTERNACIONAIS: COMPLEMENTARES OU SUBSTITUTOS? - Carlos Hamilton V. Araújo; Renato G. Flores Jr. – Outubro de 2003 – 24 págs.
507.	TESTING PRODUCTION FUNCTIONS USED IN EMPIRICAL GROWTH STUDIES - Pedro Cavalcanti Ferreira; João Victor Issler; Samuel de Abreu Pessoa – Outubro de 2003 – 8 págs.